

Korrekturen zu Heft 4, 1. und 2. Auflage (ohne Schreibfehler)

Seite 20
unten

Formel (2.3)

$$t = r \cdot \sqrt{\frac{(n-2)}{1-r^2}} \quad \text{statt:} \quad t = r \cdot \frac{(n-2)}{\sqrt{1-r^2}}$$

Seite 22
oben

Zusatz nach Formel (2.9)

Für partielle Korrelationskoeffizienten kann man analoge Hypothesen wie über Formel (2.3) angegeben prüfen. Nur ist in (2.3) $n-2$ durch $n-3$ zu ersetzen und analog hat die t -Verteilung $n-3$ Freiheitsgrade.

Seite 23
oben

Teststatistik (2.3) $t = 0.9989 \cdot \sqrt{\frac{(17-2)}{1-0.9989^2}} = 82.504$, die viel größer als das

statt:

Teststatistik (2.3) $t = 0.9989 \cdot \frac{(17-2)}{\sqrt{1-0.9989^2}} = 319.54$, die viel größer als das

Seite 37
oben

Gewöhnlich unterscheiden sich die zwei Funktionen in (3.3) und (3.4). Die Koeffizienten der Regression von x auf y entsprechen nur dann denen der Regression von y auf x , wenn die Achsenabschnitte Null und die Steigungsparameter 1 sind.

statt:

Gewöhnlich unterscheiden sich die zwei Funktionen in (3.3) und (3.4). Sie sind nur dann identisch, wenn der Korrelationskoeffizient $\rho = 1$ ist.

Seite 41
unten

Eine Voraussetzung war, dass der Erwartungswert der Fehlerglieder 0 ist: $E(e_i) = 0$ (s.o.). Die berechnete Summe der *Residuen* $y_i - \hat{y}_i$ ($= 0.011$) und der Mittelwert ($= 0.002$), weichen folglich nur rundungsbedingt von Null ab.

statt:

Eine Voraussetzung war, dass der Erwartungswert der Fehlerglieder 0 ist: $E(e_i) = 0$ (s.o.). Die Summe der *Residuen* $y_i - \hat{y}_i$ beträgt 0.011 und der Mittelwert 0.002. Er ist eine gute Schätzung für den Erwartungswert $E(e_i) = 0$.

Seite 44
Mitte

Die Schätzfunktionen \mathbf{b}_0 und \mathbf{b}_1 von β_0 und β_1 sind Zufallsvariable. Sie besitzen eine Verteilung, einen Erwartungswert und eine Varianz.

statt:

Da die Schätzfunktionen \mathbf{b}_0 und \mathbf{b}_1 von β_0 und β_1 Zufallsvariable sind, besitzen sie eine Verteilung und damit einen Erwartungswert und eine Varianz.

Seite 46
unten

Zusatz in Formel (3.29):

$$K_x = \frac{1}{n} + \frac{(x^* - \bar{x})^2}{SQ_x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2 - 2 \cdot x^* \cdot \sum_{i=1}^n x_i + n \cdot x^{*2}}{n \cdot SQ_x}$$

Seite 49
unten

streichen:

~~mit $MQ_y = MQ_{CTotal}$, $MQ_{Reg} = MQ_{Modell}$ und $MQ_{Fehler} = MQ_{Fehler}$. Markiert~~

Seite 113
unten

Die Varianzinflation ist mit 144.21889 (s. Ausgabe 19) zwischen den Einflussgrößen gleich, denn es sind nur zwei.

statt:

Jede Einflussgröße mit einem größeren Varianzinflationsfaktor steht folglich in einem engeren Zusammenhang mit einer oder mehreren anderen Einflussgrößen als zur Zielgröße. Das trifft hier auf alle (es sind nur 2) Einflussgrößen zu.

Korrekturen zu Heft 4, 1. Auflage (ohne Schreibfehler)

Seite 10
unter Verteilungen $F(x) = P(\mathbf{x} < x)$ statt: $F(x) = P(\mathbf{x} \leq x)$

Seite 57 / Programm 9 SET aufg1_1; statt: SET aufg1 1;

Seite 77 / Programm 12 **PROC NLIN** DATA=beispiel8;
statt: **PROC NLIN** DATA=beispiel6;

Seite 78
Programm 13 IF _n_ = 1;
DO x = 0 to 1440 by 20;
y_dach = a_dach*x / (1 + b_dach*x);
statt:
IF _n_ = 1;
DO x = 0 to 1440 by 20;
y dach = a_dach*x / (1 + b_dach*x);

Seite 92
Mitte $AIC_j^{SAS} = n \cdot \ln\left(\frac{1}{n} SQ_j\right) + 2p_j$. (3.74)
statt: $AIC_j^{SAS} = n \cdot \ln\left(\frac{1}{n} SQ_j\right) + 2p$

Seite 119 / Programm L1 **DATA** aufg1_1; statt: **DATA** aufg1 1;

Seite 122 / Programm L4 **PROC GPLOTT** DATA=aufg1_1;
statt: **PROC GPLOTT** DATA=aufg1 1;

Seite 125 / oben

Programm L5 berechnet die Parameter der linearen Regression, die Vorhersage- und Konfidenzintervalle bei $\alpha = 0.05$ (Ausgabe L5) und zeichnet die Residuen (Abb. L3).

statt: Programm L3 und Ausgabe L3

Seite 125 / Programm L5 **DATA** aufg3_5; statt: **DATA** aufg3 5;
...
PROC REG DATA=aufg3_5; statt: **PROC REG** DATA=aufg3 5;

Seite 126 / Programm L6 ersetzen durch:

```

DATA daten;
  DO Lagerungsdauer=20, 40, 80, 100, 120, 150, 250;
    Karotingehalt = missing; OUTPUT;
  END;
DATA aufg3_6;
  SET Beispiel5 daten (DROP=missing);

PROC REG DATA=aufg3_6;
  MODEL Karotingehalt = Lagerungsdauer / CLI /* Vorhersageintervalle */;
  OUTPUT OUT=stat3_6 LCL=uG UCL=oG;
RUN; QUIT;

```

Seite 127 / Programm L6

PROC GPLOTT DATA=aufg3_6;
statt: **PROC GPLOTT** DATA=aufg3 6;

Seite 129 / Programm L7

DATA aufg3_10; statt: **DATA** aufg3 10;
...
PROC NLIN DATA=aufg3_10; statt: **PROC NLIN** DATA=aufg3 10;

Seite 132 / Programm L9

ersetzen durch:

```
DATA beispiel10;  
  INPUT Alter Hoehe @@;  
CARDS;  
  0 77.2    6 94.5  12 107.2  18 116.0  24 122.4  30 126.7  
  36 129.2  42 129.9  48 130.4  54 130.8  60 131.2  
  ;  
RUN;  
  
DATA aufg3_13;  
  SET beispiel10;  
  IF Alter > 30 THEN Hoehe = missing;  
  Alter2 = Alter * Alter;  
  Alter3 = Alter2 * Alter;  
RUN;  
  
TITLE ' quadratische Funktion';  
PROC REG DATA=aufg3_13;  
  MODEL Hoehe = Alter Alter2 ;  
RUN;  
  
TITLE ' kubische Funktion';  
PROC REG DATA=aufg3_13;  
  MODEL Hoehe = Alter Alter2 Alter3;  
RUN;  
  
TITLE ' exponentielle Funktion';  
PROC NLIN DATA=aufg3_13;  
  PARMS a = 135 TO 140  
          b = -100 TO 0 BY 10  
          c = -2 TO -0.2 BY 0.2 ;  
  MODEL Hoehe = a + b*EXP(c*Alter);  
RUN;  
  
TITLE ' logistische Funktion';  
PROC NLIN DATA=aufg3_13;  
  PARMS a = 135 TO 140  
          b = 0 TO 50 BY 5  
          c = -2 TO -0.2 BY 0.2 ;  
  MODEL Hoehe = a / (1 + b*EXP(c*Alter));  
RUN;
```

Seite 133 / Ausgabe L9 (gekürzt)

die nach dem Ausgabeteil zur kubischen Funktion vor dem der exponentiellen Funktion
aufgeführte Wiederholung der Ausgabe zur quadratischen Funktion ist zu streichen

Seite 134 / Programm L10

DATA aufg3_13_60; statt: **DATA** aufg3 13_60;
...
statt: **PROC PRINT** DATA=aufg3_13_60 NOOBS LABEL;
 PROC PRINT DATA=aufg3 13 60 NOOBS LABEL;